

Preços do complexo soja na China e nos Estados Unidos¹

Wellington Gustavo Bendinelli²
Pedro Valentim Marques³
Andréia Cristina de Oliveira Adami⁴
Anselmo José Spadotto⁵

Resumo – O objetivo deste estudo é verificar o grau de integração dos preços de grão, farelo e óleo de soja entre as bolsas dos dois principais players do mercado internacional, EUA e China. Com a integração dos mercados chineses ao restante do mundo, depois do período de reforma econômica, promoveu-se um melhor ambiente para o gerenciamento de riscos de preços, melhorando assim todo o planejamento da cadeia de produção, o que aumentou a competitividade e facilitou a descoberta de preços. Os resultados indicaram que o mercado futuro do grão e seus coprodutos da China tenderiam a seguir a formação dos preços futuros da bolsa americana. Já o teste de causalidade de Granger dentro do mercado chinês registrou uma única influência, a do grão de soja influenciando a cotação do farelo. A aplicação da modelagem MCE mostrou que, se os preços futuros nos EUA aumentassem, o aumento seria transmitido para a bolsa chinesa no mesmo dia e com defasagem de até três dias, mas a intensidade de transmissão seria baixa. Os resultados reforçaram a constatação da liderança dos EUA no mercado futuro do grão de soja e seus coprodutos na formação dos preços internacionais.

Palavras-chave: commodities, preços futuros, transmissão de preço.

Prices and soybean complex in China and the USA

Abstract – This study aims to assess the level of integration in the prices of grain, meal and soybean oil, among the stock exchanges of the two major players in the international market, the United States and China. With the integration of Chinese markets to the rest of the world, after the period of economic reform, it was promoted a better environment for managing price risk, thereby improving the overall planning of the production chain, which increased the competitiveness and facilitated price discovery. The results indicated that the future market of grain and its byproducts from China tends to follow the formation of future prices of the American stock market of these products. Granger causality test, within the Chinese market, registered a single influence, the soybean influencing the price of soybean meal in this country. The results of the application of modeling MCE demonstrated that if future prices in the United States increased, the increase would be transmitted to the

¹ Original recebido em 22/6/2016 e aprovado em 18/8/2016.

² Engenheiro-agrônomo, doutorando em Agronomia. E-mail: wgbendinelli@gmail.com

³ Engenheiro-agrônomo, professor titular do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Esalq/USP. E-mail: pvmarque@usp.br

⁴ Economista, doutora em Ciências (Economia Aplicada). E-mail: adami@cepea.org.br

⁵ Zootecnista, doutor em Agronomia, professor e coordenador do Núcleo de Pesquisa Interdisciplinar da Uninove FMR/FAC/Fagetec e professor de pós-graduação da Unesp/FCA. E-mail: anselmospadotto@gmail.com

Chinese stock market on the same day and with a lag of up to three days, however, the intensity of transmission would be low. Therefore, the results reinforced the finding of American leadership in the future market of soybean and its byproducts in the formation of international prices.

Keywords: commodities, future prices, price transmission.

Introdução

As políticas governamentais que afetam as importações e exportações de soja na China mudaram ao longo dos anos. Depois de um período de reveses na economia chinesa, o governo passou a adotar uma estratégia política para o desenvolvimento econômico, levando adiante a política de reforma e a abertura comercial do país a partir de 1978. Nesse contexto, o PIB chinês aumentou rapidamente, com forte crescimento, ao mesmo tempo em que houve controle da inflação. Adicionalmente, a reestruturação econômica impactou o aumento da produtividade de empresas e setores do país (ZHENG, 2004).

Em particular no setor agrícola, a partir de 1979 a China introduziu aos poucos um variado sistema de atribuição de responsabilidades, associado à remuneração da produção, em que as terras das brigadas de produção rural permanecem sob domínio coletivo e são distribuídas aos camponeses conforme o número de membros de cada família. Nesse novo sistema, rompe-se o padrão unificado vigente durante o período das comunas populares. Desse modo, as pessoas passam a ter incentivos para aumentar a produção, acelerando assim o crescimento da economia rural, que passou a ter participação importante no PIB chinês. Juntamente com o crescimento e assumindo importância crescente na economia, algumas culturas agrícolas ganham novas áreas, como a de grãos (ZHENG, 2004).

Concomitantemente, a renda da população chinesa aumentou, alterando assim o padrão de consumo. Todos esses fatores, portanto, ajudaram a elevar o crescimento da demanda por produtos de proteína animal e o consumo de óleos vegetais. Nesse contexto, a soja e seus co-

produtos – farelo e óleo – ganharam importância estratégica no país.

O mercado mundial de soja é caracterizado por uma estrutura de oferta e demanda concentrada. Com a entrada da China na Organização Mundial do Comércio (OMC), em 2002, houve maior facilidade para a realização de transações comerciais, e o país passou a exportar e importar bens de forma competitiva. Depois de superar a UE na demanda de soja e seus coprodutos, a China é o principal destino de exportações globais. Já do lado da oferta, destacam-se EUA, Brasil e Argentina (ESTADOS UNIDOS, 2014).

Do lado Chinês, a Dalian Commodity Exchange (DCE)⁶ tem desempenhado importante papel no desenvolvimento da região nordeste e da própria China, sendo responsável por grande parte dos contratos futuros agrícolas e pelo ajuste dos preços das commodities negociadas, ajudando assim a melhorar o gerenciamento dos riscos e protegendo os interesses dos agricultores chineses. Segundo a Futures Industry Association (2010), uma razão simples para o crescimento dos contratos futuros dessas mercadorias é que eles servem às funções clássicas do mercado futuro de descoberta de preço e hedge para as empresas chinesas que estão consumindo enormes quantidades de matérias-primas. Um segundo ponto com relação à multiplicação do número de negociações na bolsa chinesa é que em 2013, o mercado, por causa do aumento do número de contratos negociados na bolsa de forma bem sucedida, foi significativamente mais amplo do que costumava ser (ACWORTH, 2014). É interessante notar que, embora grande parte da negociação em bolsas de commodities da

⁶ Uma das bolsas de mercadorias e futuros na China. Já nos Estados Unidos, esse papel é desempenhado pela Chicago Mercantile Exchange (CME), em específico as commodities estudadas.

China continue a ser de natureza especulativa, o número de contratos em aberto tem crescido rapidamente, indicação de que há maior interesse comercial em manter esses contratos no longo prazo como um hedge contra a volatilidade dos preços (ACWORTH, 2014).

Diante do crescimento das transações com contratos futuros de soja e seus coprodutos na China e da importância da formação de preços dessas commodities na Bolsa Americana (CME), o principal objetivo deste estudo é verificar o grau de integração dos preços dos produtos do complexo da soja entre as bolsas dos dois principais players do mercado internacional, EUA e China. A relação de causalidade, a intensidade e a velocidade de transmissão de preços também foram avaliados.

Revisão bibliográfica

A integração dos mercados futuros de soja é um tema recorrente, principalmente com relação aos principais players: EUA, Brasil, Argentina, UE e China. No entanto, são escassos os estudos sobre seus coprodutos – farelo e óleo. De maneira geral, os artigos buscam se somar à hipótese de mercado eficiente, verificando o processo de descoberta de preços entre os países e se os preços no longo prazo convergem, embasados na validade da lei do preço único (LPU).

Mercados eficientes

Quanto à Hipótese de Mercados Eficientes (HEM), Fama (1970) afirma que um mercado é considerado “eficiente” se os preços “refletirem totalmente” as informações disponíveis. Nesse sentido, um mercado eficiente seria aquele no qual não haveria custos de transação e haveria total disponibilidade de informação, ou seja, todos os participantes do mercado teriam acesso a todas as informações sobre os preços atuais e à distribuição dos preços futuros. Portanto, em tal mercado o preço atual refletiria toda informação disponível (FAMA, 1970).

Para Liu e Zhang (2006), novas informações devem ser capturadas simultaneamente nos mercados à vista (*spot*) e futuros. No entanto, fatores institucionais criam uma relação empírica de atraso nas correções dos preços dos títulos; além disso, o mercado que fornece maior liquidez, custos de transações mais baixos e menores restrições é suscetível de desempenhar papel mais importante na descoberta de preço. Nesse sentido, o processo de descoberta de preços e de volatilidade entre os mercados à vista e futuros na China auxilia tanto o governo quanto os produtores e comerciantes do país. No primeiro caso, por exemplo, possibilita executar intervenções mais adequadas com a imposição de políticas de estabilização de preços; no segundo, possibilita fazer previsões mais confiáveis de riscos, permitindo, portanto, que a produção ou marketing sejam geridos de forma mais eficiente (LIU; ZHANG, 2006).

Por causa de certos fatores como os baixos custos de transação, os mercados futuros incorporam as informações de maneira mais eficiente do que os mercados à vista. Embora o mercado de futuros chinês seja um mercado em desenvolvimento, pode-se considerá-lo informacionalmente eficiente (LIU; ZHANG, 2006).

A incorporação de informações está diretamente ligada ao grau de integração dos mercados e quanto maior o grau de integração, maior a incorporação e mais eficientes são os mercados. A natureza dinâmica do processo de descoberta de preço reflete a transmissão de informações em todos os mercados, o que proporciona indicação da eficiência do preço – por isso é importante compreender essas ligações (LIU; AN, 2011). Dessa forma, segundo Goldberg e Knetter (1997), a definição operacional de integração de mercado expressa-se na conhecida LPU.

Relações entre os principais players no mercado global de soja

Si (2001) analisou a relação de preços futuros de soja entre as bolsas chinesa e norte-americana, e a hipótese principal a ser testada foi a de

que a LPU é válida para o mercado futuro chinês e os mercados futuros de soja americanos, de janeiro de 1996 a abril de 1999. Conclui-se que o mercado de soja chinês é integrado com o mercado dos EUA, ou seja, a LPU é válida no longo prazo para os mercados futuros de soja na DCE e na CME com base nos testes de cointegração bivariados. Entretanto, a LPU não foi confirmada no curto prazo. Além disso, o autor destaca que a integração entre os mercados no longo prazo provavelmente deve-se às importações de soja pela China, pois a entrada de soja no país força o preço doméstico a cair ao nível de preços internacionais.

Quanto aos testes de eficiência dos mercados futuros na China, Wang e Ke (2005) estudaram a eficiência entre os mercados de trigo e soja, duas das principais commodities em termos de negociação no país. Como principais resultados, sugerem uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços futuros e o preço à vista para a soja em grão da DCE e os preços dos dois principais mercados chineses à vista – no curto prazo, os resultados mostram fraca eficiência para a soja. Quanto ao trigo, o mercado futuro é ineficiente, e entre as prováveis causas podem estar a excessiva especulação e a intervenção governamental, o que não permite a cointegração dos mercados.

Margarido et al. (2007) calcularam a elasticidade de transmissão de preços para o mercado internacional de soja para EUA, Brasil, Argentina e UE. Os autores usaram o modelo teórico desenvolvido por Mundlack e Larson (1992) que se baseia na LPU e supõe que no longo prazo os preços entre os mercados tornam-se iguais, apesar de permitir desvios transitórios no curto prazo. Os resultados não rejeitaram a LPU no longo prazo, e outro ponto interessante foi a constatação de que Argentina e Brasil são tomadores de preços, já que a velocidade de ajuste de seus preços em resposta a choques é maior que o verificado para os preços norte-americanos, que podem ser considerados formadores de preços nesse mercado. Já sobre a posição dos EUA, a resposta a choques é o oposto ao que

ocorre na Argentina, pois as colheitas nos dois hemisférios não ocorrem no mesmo período.

Liu e An (2011) analisaram a descoberta de preço e a transmissão de informações entre os mercados futuros e à vista na China e mercados futuros dos EUA para commodities, entre elas o grão de soja. Concluíram que o mercado futuro à vista chinês e o mercado futuro norte-americano do grão de soja são cointegrados com um fator estocástico comum. Quanto à transmissão de informações, há relações bidirecionais, mas assimétricas. Além disso, em termos de descoberta de preços medida por partes de informação integrada, ela ocorre primeiramente em mercados futuros dos EUA, depois em mercados futuros chineses e, por fim, em mercados à vista chineses. Os autores destacam também que, embora os mercados futuros chineses sejam imaturos em relação aos norte-americanos, a contribuição daqueles para o processo de descoberta de preços é notável, pois esses resultados fornecem insights sobre o papel informativo dos mercados emergentes em relação aos mercados mais tradicionais.

Bendinelli et al. (2011) investigaram a dinâmica de preços futuros de soja na China e sua relação com os preços futuros no Brasil e nos EUA. Aplicando modelos de autorregressão vetorial com correção de erros (VEC), concluíram que existiria uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os três mercados. Além disso, destacaram que o teste de causalidade de Granger registrou que a cotação da soja na bolsa americana não era causada, no sentido de Granger, pela cotação chinesa nem pela brasileira. A cotação da China era influenciada pelas bolsas americana e brasileira. Os resultados apontaram que o mercado futuro chinês de soja tenderia a seguir a formação dos preços futuros no Brasil e nos EUA – sendo os EUA o líder na formação e transmissão de preços no mercado internacional do grão de soja.

Christofolletti et al. (2012) avaliaram de que forma o aumento da participação da China no comércio internacional de soja em grão e o crescimento do volume de negociação no

mercado futuro chinês poderiam ter afetado as relações de preços futuros na China, Brasil, EUA e Argentina em 2002–2011. Os resultados sugerem que os preços futuros para essa commodity participam do ajuste para o equilíbrio de longo prazo entre os mercados estudados, bem como participam da dinâmica no curto prazo. Outro resultado destacado na pesquisa é que as ligações mais fortes entre os preços chineses e dos demais países ocorreram depois de 2006, o que, segundo os autores, parece corroborar a ideia de que a crescente participação chinesa no comércio internacional e o desenvolvimento de seu contrato futuro de soja podem ter criado uma ligação mais estreita entre os preços na China e de outros mercados.

Freitas et al. (2001) avaliaram a dinâmica de transmissão de preços no mercado internacional de farelo de soja em 1990–1999, analisando a influência da EU na formação dos preços de exportação no Brasil, nos EUA e na Argentina. De maneira especial, os EUA apresentam menor sensibilidade aos choques ocorridos no porto europeu, pois os impactos das cotações de farelo de soja são transferidos de forma unitária a esse mercado. Diferentemente do que ocorre com os norte-americanos, a magnitude de transmissão de preços para Brasil e Argentina apresentou elasticidades maiores do que um e, portanto, esses países seriam tomadores de preços. Entretanto, o estudo apontou que a intensidade de transmissão é mais acentuada na Argentina (FREITAS et al., 2001).

Metodologia

Para avaliar as relações de longo prazo entre os preços futuros dos mercados de grão, farelo e óleo de soja da China e dos EUA foram usados testes de cointegração, que devem ser aplicados em variáveis não estacionárias e integradas de mesma ordem. Conforme Engle e Granger (1987), uma série temporal sem componente determinístico, com representação autorregressiva e de média móvel (Arma), que se torne estacionária e invertível depois de ser dife-

renciada d vezes, caracteriza-se como integrada de ordem d , denotada por $x_t \sim I(d)$.

Dessa forma, é necessário testar a hipótese de existência de raiz unitária nas séries de preços futuros de ajuste dos três mercados – grão, farelo e óleo de soja – para avaliar a estacionariedade e definir a ordem de integração. O teste de hipótese para verificar a estacionariedade das séries em estudo é baseado em Dickey e Fuller (1979, 1981) e Fuller (1996). O teste de raiz unitária, desenvolvido por Fuller (1996), considera um processo de regressão de primeira ordem, ou AR(1):

$$x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$$

em que ε_t é o termo de erro estocástico, conhecido também como ruído branco. A hipótese nula é a de que x_t é não estacionária. Assim, $H_0 : \rho = 1$ contra $H_A : \rho < |1|$, o que equivale a testar $\Delta y_t = (\rho - 1)x_{t-1} + \varepsilon_t$, com $\theta = (\rho - 1)$. A hipótese nula é $H_0 : \theta = 0$ contra $H_A : \theta < 0$. A aceitação da hipótese nula indicaria que o processo teria uma raiz unitária e, portanto, seria não estacionário. Para o teste de hipótese, aplica-se o método dos Mínimos Quadrados Ordinários, examinando os valores das distribuições τ (tau) (FULLER, 1996). Além disso, foram examinados os modelos com a inclusão da constante (intercepto) e do termo de tendência.

A estatística usada para modelos com intercepto é a τ_μ ; para os modelos com tendência, τ_τ . Testou-se também a existência de raiz unitária do modelo completo – com termo de intercepto e com tendência – e do modelo sem tendência. No caso das estatísticas conjuntas, os testes são denominados ϕ e correspondem a um teste F. Os valores críticos para essas distribuições estão tabulados em Dickey e Fuller (1981).

Depois de definir a ordem p do processo autorregressivo, ou seja, o número de defasagens estatisticamente significativas, a presença de raiz unitária foi testada pela hipótese $H_0 : \theta = 0$, denominado teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

Além disso, examinaram-se as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial para auxiliar a identificação da estacionariedade das séries e dos termos autorregressivos, ou seja, o número de defasagens. Para a determinação de p , os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SBC) foram usados. Além desses critérios, examinou-se a estatística Q de Ljung e Box (1978) para verificar a existência de autocorrelação serial. Dessa maneira, identificada a existência de raiz unitária nas séries temporais, procedeu-se à análise da cointegração.

Quando duas séries são cointegradas, significa que, mesmo não estacionárias, há uma combinação linear estacionária entre elas. Portanto, a cointegração de duas ou mais séries temporais sugere que existe uma relação de longo prazo ou de equilíbrio entre elas (GUJARATI, 2006).

O procedimento adotado para transformar uma série temporal não estacionária em estacionária é a diferenciação d vezes, sendo d o grau de integração da série. A diferenciação remove o componente de tendência e elementos de longo prazo da série. Assim, mesmo existindo tendências estocásticas, se duas séries temporais apresentarem relação de equilíbrio de longo prazo, então elas vão se mover conjuntamente no tempo – e permanecerá estável a diferença entre as duas. O que significa que, nas estimações de modelos autoregressivos (AR) compostos por séries temporais não estacionárias, devem existir combinações lineares estacionárias entre as séries.

Dessa forma, Enders (2004) propõe que se as variáveis são cointegradas, ou seja, se a hipótese nula de ausência de cointegração é rejeitada, então os resíduos da regressão de equilíbrio podem ser usados para estimar o mecanismo de correção de erros (MCE). Se $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$ são cointegradas $I(1)$, as variáveis possuem o MCE na forma

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y(y_{t-1} - \beta_{1z,t-1}) + \sum_{i=1} \alpha_{11}(i)\Delta y_{t-1} + \sum_{i=1} \alpha_{12}(i)\Delta z_{t-1} + \varepsilon_{yt}$$

$$\Delta z_t = \alpha_2 + \alpha_z(y_{t-1} - \beta_{1z,t-1}) + \sum_{i=1} \alpha_{21}(i)\Delta y_{t-1} + \sum_{i=1} \alpha_{22}(i)\Delta z_{t-1} + \varepsilon_{zt}$$

em que β_1 é o parâmetro do vetor de cointegração dado por $y_t = \beta_0 + \beta_{1z}z_t + e_t$; ε_{yt} e ε_{zt} são distúrbios ruídos brancos, que podem estar correlacionados; e α_1 , α_2 , α_y , α_z , $\alpha_{11}(i)$, $\alpha_{12}(i)$, $\alpha_{21}(i)$ e $\alpha_{22}(i)$ são parâmetros a serem estimados.

Dessa forma, para incorporar as combinações lineares estacionárias entre as séries, deve-se incorporar essa relação de longo prazo pela modelagem, de modo a evitar os erros de estimação, aplicando-se o MCE, para corrigir os desequilíbrios de curto prazo. O MCE inclui o resíduo da regressão de cointegração como uma das variáveis explicativas do modelo, se esse for estacionário. Portanto, neste trabalho aplicou-se um modelo MCE para avaliar a existência e a intensidade de transmissão dos preços futuros do grão, farelo e óleo de soja entre os mercados chinês e americano. A escolha da modelagem deveu-se ao resultado do teste de raiz unitária. Dessa maneira, identificada a existência de raiz unitária e do mesmo grau de integração, d , das séries dos preços futuros de soja, farelo e óleo, avaliou-se a existência de cointegração, ou seja, de integração entre os mercados futuros, usando o método proposto por Engle & Granger (1987).

Além disso, as séries temporais estacionárias podem apresentar relações de precedência temporal, indicando a incorporação de informações defasadas no tempo para ajudar a explicar seu comportamento. Nesse caso, usou-se o teste de causalidade de Granger (1969) para avaliar o sentido da causalidade, que pode ser unilateral ou bilateral.

Quando ocorre causalidade unilateral, identifica-se a existência de liderança no processo de transmissão de preços. Dessa forma, para duas séries X_t e Y_t , usa-se o teste de causalidade de Granger, supondo que a informação relevante para a previsão das variáveis X_t e Y_t está contida apenas nas próprias séries temporais. Portanto, uma série estacionária X_t causa outra série estacionária Y_t , no sentido de Granger, se

os coeficientes estimados dos valores defasados de X_t forem conjuntamente significativos para explicar o comportamento da variável Y_t .

Séries de dados

As séries usadas são de preços diários de fechamento de contratos futuros do grão, farelo e óleo de soja negociados na CME e na DCE. Foram obtidas no endereço eletrônico do Barchart.com Inc, provedor de dados e informações de mercados financeiros ao redor do mundo.

Para que os preços da DCE ficassem equivalentes aos da CME, fez-se a conversão para US\$/tonelada métrica. A taxa de câmbio entre China e EUA (RMB/US\$) foi obtida no Fundo Monetário Internacional (INTERNACIONAL MONETARY FUND, 2013).

O período delimitado pela pesquisa é de janeiro de 2006 a outubro de 2013, totalizando 1.898 observações, e foi escolhido por englobar a grande crise financeira de 2008, que aumentou a volatilidade entre os ativos, e pela convergência entre os contratos analisados. De forma a homogeneizar o intervalo considerado, a base de dados abrange só os dias de negociações comuns aos dois países.

Tabela 1. Teste ADF de raiz unitária dos preços futuros de fechamento de farelo de soja na CME e na DCE, de jan. de 2006 a out. de 2013.

Modelo	Estatística	Valor crítico		EUA	China	Rejeita-se H_0
		1%	5%			
$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \lambda_i \Delta x_{t-i} + e_t$	$\hat{\tau}_\tau$	-3,96	-3,41	-2,61	-2,43	Não
	$\hat{\tau}_{\beta\tau}$	3,46	2,78	1,89	1,78	Não
Defasagens consideradas pelos critérios de AIC		2				
$\Delta x_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \lambda_i \Delta x_{t-i} + e_t$	$\hat{\tau}_\mu$	-3,43	-2,86	-1,88	-1,65	Não
	$\hat{\tau}_{\alpha\mu}$	3,18	2,52	1,92	1,69	Não
$\Delta x_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \lambda_i \Delta x_{t-i} + e_t$	$\hat{\tau}$	-2,58	-1,95	0,84	0,92	Não
$\Delta \Delta x_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-2} \lambda_i \Delta \Delta x_{t-i} + e_t$	$\hat{\tau}$	-2,58	-1,95	-16,58	-29,47	Sim

Resultados e discussão

Resultados dos testes de raiz unitária

Como apresentado por Wooldridge (2010), o fato de as variáveis serem integradas de mesma ordem ($I(1)$) leva à necessidade de se testar uma possível cointegração entre elas. Dessa forma, para testar a existência de cointegração entre os mercados de soja e seus coprodutos da China e dos EUA e identificar o modelo de transmissão de preços, avaliou-se inicialmente a estacionariedade das séries. Aplicou-se o teste ADF sobre o logaritmo das séries, selecionando o número de defasagens do modelo pelos critérios AIC e SBC (Tabelas 1, 2 e 3).

Aos níveis de significância de 1% e 5%, nenhuma variável mostrou-se estacionária em nível nem se rejeitou a hipótese de existência de raiz unitária nas séries de preços do grão, farelo e óleo de soja nos EUA e na China. No entanto, todas as variáveis tornaram-se estacionárias na primeira diferença, ou seja, são integradas de ordem 1, $I(1)$. Para o grão de soja, os resultados seguem de forma similar aos encontrados por Bendinelli et al. (2011) e Christofolletti et al. (2011).

Tabela 2. Teste ADF de raiz unitária dos preços futuros de fechamento de óleo de soja na CME e na DCE, de jan. de 2006 a out. de 2013.

Modelo	Estatística	Valor crítico		EUA	China	Rejeita-se
		1%	5%			
$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \lambda_i \Delta x_{t-i} + e_t$	\hat{t}_τ	-3,96	-3,41	-1,85	-1,76	Não
	$\hat{t}_{\beta\tau}$	3,46	2,78	-0,02	0,83	Não
Defasagens consideradas pelos critérios de AIC						
$\Delta x_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \lambda_i \Delta x_{t-i} + e_t$	\hat{t}_μ	-3,43	-2,86	-2,48	-2,38	Não
	$\hat{t}_{\alpha\mu}$	3,18	2,52	2,50	2,41	Não
$\Delta x_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \lambda_i \Delta x_{t-i} + e_t$	\hat{t}	-2,58	-1,95	0,83	0,67	Não
$\Delta \Delta x_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-2} \lambda_i \Delta \Delta x_{t-i} + e_t$	\hat{t}	-2,58	-1,95	-14,55	-14,15	Sim

Tabela 3. Teste ADF de raiz unitária dos preços futuros de fechamento do grão de soja na CME e na DCE, de jan. de 2006 a out. de 2013.

Modelo	Estatística	Valor crítico		EUA	China	Rejeita-se
		1%	5%			
$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \lambda_i \Delta x_{t-i} + e_t$	\hat{t}_τ	-3,96	-3,41	-2,19	-1,55	Não
	$\hat{t}_{\beta\tau}$	3,46	2,78	0,23	0,60	Não
Defasagens consideradas pelos critérios de AIC						
$\Delta x_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \lambda_i \Delta x_{t-i} + e_t$	\hat{t}_μ	-3,43	-2,86	-2,10	-1,77	Não
	$\hat{t}_{\alpha\mu}$	3,18	2,52	2,15	1,83	Não
$\Delta x_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \lambda_i \Delta x_{t-i} + e_t$	\hat{t}	-2,58	-1,95	0,91	1,39	Não
$\Delta \Delta x_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-2} \lambda_i \Delta \Delta x_{t-i} + e_t$	\hat{t}	-2,58	-1,95	-13,40	-22,78	Sim

Resultados dos testes de cointegração

De modo a avaliar a hipótese da existência de relações estáveis de longo prazo entre as séries de preços futuros das três commodities, foram realizados testes de cointegração conforme a metodologia de Engle e Granger (1987): o teste de cointegração é o teste de raiz unitária aplicado ao resíduo da equação de cointegração com as séries em nível. Assim, foi possível obter comprovação empírica da LPU para os preços da China e dos EUA. Os resíduos testados en-

tre as relações – preços da soja, do óleo e do farelo nos EUA e na China – mostraram-se estacionários, o que atesta que os mercados desses produtos nos dois países são cointegrados. De acordo com Margarido et al. (2007) e Wang e Ke (2005), para avaliar a eficiência de operações de proteção do mercado (hedge) nas operações com derivativos e o timing de comercialização e estocagem de safra, entre outras decisões, é estratégica a identificação de relações de longo prazo entre os preços futuros dos mercados.

Resultados do teste de causalidade

Aplicou-se o teste de causalidade proposto por Granger (1969) para o nível de 5% de significância entre os mercados. A Figura 1 mostra os resultados para o mercado chinês.

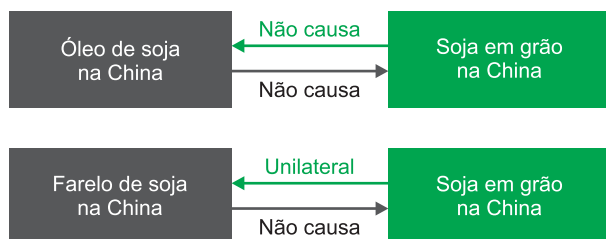


Figura 1. Resultados do teste de causalidade de Granger dentro do vetor de cointegração para o mercado chinês.

A cotação do óleo de soja na bolsa da china não é causada, no sentido de Granger, pelo grão de soja no país e vice-versa. Há apenas uma relação de causalidade, em sentido unidirecional, do grão para o farelo – a soja é produto básico no processamento do farelo e, portanto, a influência do preço do grão tem impacto direto no custo do farelo. A não relação entre os preços dentro do mercado chinês também era esperada pela grande dependência desse país das importações do grão de soja de EUA, Brasil e Argentina.

A produção chinesa de soja não é suficiente para atender à demanda crescente de óleo e farelo, o que torna o país dependente de importações – a relação entre importação e consumo de grão chegou a superar 86% em 2013 (ESTADOS UNIDOS, 2014). Desse modo, como os EUA são responsáveis por grande parte do fornecimento de soja para a China, variações do preço desse produto afetam a base da matéria-prima chinesa, com impacto direto no preço dos seus produtos (DALIAN COMMODITY EXCHANGE, 2014). Os EUA, além de ser o maior exportador para a China, é o mercado de referência do comércio internacional.

Conforme Marques et al. (2008), é importante destacar que o grão de soja é matéria-prima no processo industrial de transformação, até que chegue ao consumidor final. Esse conceito, chamado demanda derivada, influencia aspectos relacionados à oferta e à demanda e tem influenciado as importações e as relações entre os preços dos produtos na China (CHEN et al., 2010). Para os autores, os resultados indicam que o preço doméstico do farelo na China afeta as importações de soja de mercados globais, como os EUA, mesmo de maneira pouco expressiva, mas o efeito sobre o preço do óleo não é significativo. Esses resultados ratificam o presente estudo, tendo em vista que a soja doméstica influencia o farelo de soja.

Portanto, como não houve relações entre os produtos no mercado chinês – além do grão da soja sobre o farelo –, parte-se da hipótese de que a formação de preço desses produtos deve ser dada pela CME. Assim, foi realizado o mesmo teste de causalidade proposto por Granger (1969) para os três produtos do complexo da soja entre os mercados chinês e americano (Figura 2).

Quanto ao mercado americano, os três produtos influenciam o processo de formação de preços dos produtos correspondentes no mercado chinês, ou seja, há causalidade unidirecional. A grande importância da bolsa americana na descoberta de preços pode ser justificada pelo

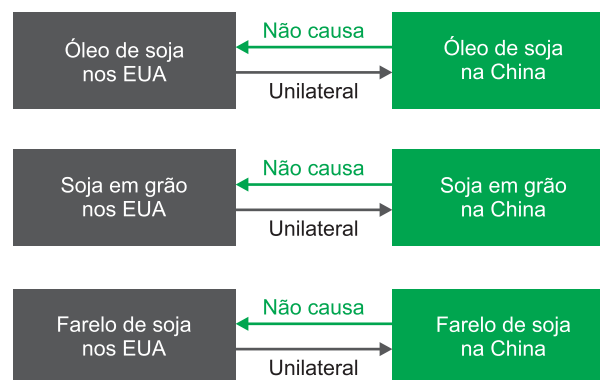


Figura 2. Resultados do teste de causalidade de Granger dentro do vetor de cointegração para o mercado americano.

grau de influência do mercado futuro de soja dos EUA sobre os mercados futuros de outras regiões produtoras e importadoras desses produtos, caso do mercado chinês. Produtores, importadores e exportadores do mundo inteiro seguem os preços da Bolsa de Chicago. Esses resultados apontam a liderança dos EUA na descoberta de preços, conforme esperado, dada a influência do país na comercialização internacional do complexo da soja, e corroboram os trabalhos de Bendinelli et al. (2011), Christofolletti et al. (2011) e Margarido et al. (2007).

Em suma, mesmo a China estreitando as relações com esses países, a partir de 2006, produtores, indústrias e demais participantes deste mercado devem olhar com atenção para o mercado americano dessas commodities.

Resultados do MCE

As Tabelas 4, 5 e 6 mostram os resultados da aplicação do modelo MCE para avaliar a intensidade e a velocidade de transmissão de preços entre os mercados futuros de soja. Se os preços da soja em grão nos EUA aumentassem em média 1%, então o aumento seria transmiti-

do para a bolsa chinesa no mesmo dia e com até três dias de defasagem. Porém, a intensidade de transmissão seria baixa, de 0,10% no mesmo dia e de 0,15%, 0,04% e 0,03% nos três próximos dias, respectivamente (Tabela 4).

Para o farelo, se os preços nos EUA aumentassem em média 1%, o aumento seria transmitido para a bolsa chinesa no mesmo dia e com um dia de defasagem. Mas a intensidade também seria baixa, de 0,10% no mesmo dia e de 0,16% com um dia de defasagem (Tabela 5).

No caso do óleo, se os preços nos EUA aumentassem em média 1%, o aumento seria transmitido para a bolsa chinesa no mesmo dia e com até três dias de defasagem, e a intensidade também seria baixa: 0,18% no mesmo dia e 0,29%, 0,09% e 0,10% nos três dias subsequentes, respectivamente (Tabela 6).

Segundo Bendinelli et al. (2011) e Christofolletti et al. (2012), a transmissão de preços com defasagens temporais pode ser reflexo do mecanismo operacional de funcionamento dos pregões nos dois países, em dias e horários diferenciados.

Tabela 4. Resultado do MCE (SE) – transmissão de preços da soja em grão dos EUA para a soja da China.

Variável	Coefficiente estimado	Erro padrão	Nível de significância
(Intercept)	0,0002921	0,0002466	0,236299
errofsdef2	-0,0121688	0,0031415	0,000111 ⁽³⁾
dISE	0,101472	0,0126298	1,64E-15 ⁽³⁾
dISE.1	0,151202	0,0128588	2,00E-16 ⁽³⁾
dISC.1	-0,1129386	0,0229337	9,19E-07 ⁽³⁾
dISE.2	0,0445081	0,0133091	0,000841 ⁽³⁾
dISC.2	-0,0210248	0,0230785	0,362406
dISE.3	0,0288286	0,0132829	0,030104 ⁽¹⁾
dISC.3	0,072877	0,0223755	0,001146 ⁽²⁾

Nota: a variável dependente é o preço de fechamento da soja em grãos na China, e as variáveis explicativas são a diferença logarítmica do preço da soja em grãos na China com defasagens de três períodos (dISC.1, dISC.2 e dISC.3), a diferença logarítmica do preço da soja em grãos nos EUA no período contemporâneo (dISE) e com três períodos de defasagens (dISE.1, dISE.2 e dISE.3) e o termo de correção de erro (errofsdef2).

⁽¹⁾ Significativo a 1%.

⁽²⁾ Significativo a 5%.

⁽³⁾ Significativo a 10%.

Tabela 5. Resultado do MEC (FSE) – transmissão de preços do farelo de soja dos EUA para o farelo da China.

Variável	Coefficiente estimado	Erro padrão	Nível de significância
(Intercept)	0,0003052	0,0003822	0,4247
errofsdef1	-0,0302697	0,0047808	3,02E-10 ⁽²⁾
dIFSE	0,100326	0,0180988	3,39E-08 ⁽²⁾
dIFSE.1	0,1619528	0,0182525	2,00E-16 ⁽²⁾
dIFSC.1	-0,0458926	0,0226915	0,0433 ⁽¹⁾

Nota: a variável dependente é o preço de fechamento do farelo de soja na China, e as variáveis explicativas são a diferença logarítmica do preço do farelo de soja na China com uma defasagem (dIFSC.1), a diferença logarítmica do preço do farelo de soja nos EUA no período contemporâneo (dIFSE) e com um período de defasagem (dIFSE.1) e o termo de correção de erro (errofsdef1).

⁽¹⁾ Significativo a 1%.

⁽²⁾ Significativo a 10%.

Tabela 6. Resultado do MEC (OE) – transmissão de preços do óleo de soja dos EUA para o óleo da China.

Variável	Coefficiente estimado	Erro padrão	Nível de significância
(Intercept)	0,0001062	0,0003921	0,786622
errofsdef3	-0,0305012	0,0061767	8,59E-07 ⁽³⁾
dIOE	0,1791858	0,0239872	1,22E-13 ⁽³⁾
dIOE.1	0,2920208	0,0243374	2,00E-16 ⁽³⁾
dIOC.1	-0,0472401	0,0229793	0,039942 ⁽¹⁾
dIOE.2	0,0913232	0,0252351	0,000304 ⁽³⁾
dIOC.2	-0,0284656	0,0229635	0,215278
dIOE.3	0,0982434	0,0253013	0,000107 ⁽³⁾
dIOC.3	-0,0616354	0,0222982	0,005763 ⁽²⁾

Nota: a variável dependente é o preço de fechamento do óleo de soja na China, e as variáveis explicativas são a diferença logarítmica do preço do óleo de soja na China com defasagens de três períodos (dIOC.1, dIOC.2 e dIOC.3), a diferença logarítmica do preço do óleo de soja nos EUA no período contemporâneo (dIOE) e com três períodos de defasagens (dIOE.1, dIOE.2 e dIOE.3) e o termo de correção de erro (errofsdef3).

⁽¹⁾ Significativo a 1%.

⁽²⁾ Significativo a 5%.

⁽³⁾ Significativo a 10%.

Conclusões

Com relação à dinâmica dos preços futuros dos mercados do grão, farelo e óleo de soja, o teste de cointegração de Engle e Granger mostrou equilíbrio de longo prazo. Dessa forma, foi rejeitada a hipótese de que a China teria influência na descoberta de preço entre os produtos nos EUA e comprovou-se empiricamente a Lei do Preço Único para os preços da China e dos

EUA, já que a existência de cointegração entre essas séries foi confirmada.

O teste de causalidade de Granger mostrou que dentro do mercado da China a única influência era a da soja chinesa influenciando a cotação do farelo no país. Tornou-se necessário, portanto, averiguar se existiria relação com o mercado americano. O resultado revelou que os produtos na China eram influenciados pelas

cotações na bolsa americana dos produtos correspondentes. Assim, os resultados mostraram que embora a China seja o maior demandante mundial das commodities, os preços futuros tendem a seguir as cotações americanas.

Os resultados mostraram que o mercado futuro de soja e seus coprodutos da China tendem a seguir a formação dos preços futuros nos EUA, líder do processo de formação e transmissão de preços no mercado internacional de soja – conclusões similares às de Bendinelli et al. (2011), Christofolletti et al. (2011) e Margarido et al. (2007) para o grão de soja. Além disso, os resultados da aplicação da modelagem MCE para avaliação da intensidade e velocidade de transmissão de preços entre os mercados futuros do complexo da soja revelaram que, caso os preços nos EUA aumentem, o aumento seria transmitido para a bolsa chinesa no mesmo dia e com até três dias de defasagem, mas com baixa intensidade de transmissão. Uma possível explicação para a defasagem pode ser o mecanismo operacional de funcionamento dos pregões.

Dessa forma, o resultado reforçou a constatação da liderança do mercado futuro de soja dos EUA na formação dos preços internacionais tanto para o grão quanto para seus coprodutos. Apesar de existirem defasagens temporais entre os mercados futuros de até três dias, o valor da transmissão foi baixo, reduzindo assim as possibilidades de arbitragem nesses mercados e reforçando a prevalência da Lei do Preço Único.

Em suma, destaca-se que o diferencial deste trabalho foi avaliar a existência de cointegração, a intensidade e a velocidade de transmissão de preços entre dois dos principais países do complexo da soja, China e EUA. Ressalta-se que o processo de ajustamento e a velocidade de transmissão dos preços futuros do complexo da soja nesses mercados são de rápida assimilação.

Entre as limitações deste estudo está a dificuldade em conseguir informações acerca do ambiente interno e de negócios tanto em âmbito estrutural quanto do mercado futuro da China. A importância da China no comércio exterior nos

últimos anos e suas relações internas referentes aos custos de produção e aos custos de transações merecem estudos mais aprofundados.

A ausência de países e grupos de países importantes nesses mercados – Brasil, Argentina e EU – deixa lacunas a serem preenchidas por futuros trabalhos. Por fim, sugere-se a inclusão de fluxos comerciais entre os principais players do mercado e outras variáveis que possam explicar melhor as relações entre os países e o mercado, como nível de estoque e volume de negócios.

Referências

- ACWORTH, W. **FIA annual volume survey**: commodity and interest rate trading push trading higher in 2013. 2014. Disponível em: <http://www.futuresindustry.org/downloads/FIA_Annual_Volume_Survey_2013.pdf>. Acesso em: 1 maio 2014.
- BENDINELLI, W. E.; MARQUES, P. V.; SOUZA, W. A. R. Análise da dinâmica de preços entre os mercados futuros de soja do Brasil, China e Estados Unidos. In: CONFERÊNCIA EM GESTÃO DE RISCO E COMERCIALIZAÇÃO DE COMMODITIES, 1., 2011, São Paulo. [Anais...] São Paulo: BM&FBOVESPA, 2011.
- CHEN, W.; MARCHANT, M. A.; MUHAMMAD, A. **China's soybean imports**: price impacts using a production system approach. In: SOUTHERN AGRICULTURAL ECONOMICS ASSOCIATION (SAEA) ANNUAL MEETING, 2010, Orlando. [Proceedings...] [S.l.: s.n.], 2010. Disponível em: <<http://purl.umn.edu/56528>>. Acesso em: 17 maio 2014.
- CHRISTOFOLETTI, M. A. M.; SILVA, R. M. da; MATTOS, F. The increasing participation of China in the world soybean market and its impact on price linkages in futures markets. In: CONFERENCE ON APPLIED COMMODITY PRICE ANALYSIS, FORECASTING, AND MARKET RISK MANAGEMENT, 2012, St. Louis. **Proceedings...** St. Louis: [s.n.], 2012. 14 p. Disponível em: <http://www.farmdoc.illinois.edu/nccc134/conf_2012/pdf/confp11-12.pdf>. Acesso em: 10 out. 2016.
- CHRISTOFOLETTI, M. A. M.; SILVA, R. M.; MARTINES-FILHO, J. G. Cointegração e causalidade no mercado de soja: análises para Brasil, China e EUA. In: CONFERÊNCIA EM GESTÃO DE RISCO E COMERCIALIZAÇÃO DE COMMODITIES, 2011, São Paulo. [Anais...] São Paulo: BM&FBOVESPA, 2011.
- DALIAN COMMODITY EXCHANGE. **Education**. 2014. Disponível em: <<http://www.dce.com.cn>>. Acesso em: 1 abr. 2014.

- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979. DOI: 10.2307/2286348.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, 1981. DOI: 10.2307/1912517.
- ENDERS, W. **Applied econometric: time series**. 2nd ed. New Jersey: J. Wiley & Sons, 2004. DOI: 10.1080/0003684042000233104.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987. DOI: 10.2307/1913236.
- ESTADOS UNIDOS. Department of Agriculture. **Market and trade data**. 2014. Disponível em: <www.usda.gov>. Acesso em: 15 fev. 2014.
- FAMA, E. F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **The Journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383-417, 1970. DOI: 10.2307/2325486.
- FREITAS, S. M.; MARGARIDO, M. A.; BARBOSA, M. Z.; FRANCA, T. J. F. Análise da dinâmica de transmissão de preços no mercado internacional de farelo de soja, 1990-99. **Agricultura de São Paulo**, v. 48, n.1, p.1-20, 2001.
- FULLER, W. A. **Introduction to statistical time series**. 2nd ed. New York: J. Wiley, 1996.
- FUTURES INDUSTRY ASSOCIATION. **Annual volume survey**. 2010. Disponível em: <http://www.futuresindustry.org/downloads/March2010-mag-2009vol.pdf>. Acesso em: 2 maio 2014.
- GOLDBERG, P. K.; KNETTER, M. M. Good prices and exchange rates: what have we learned? **Journal of Economic Literature**, v. 35, n. 3, p. 1243-1272, Sept. 1997.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. **Econometrica**, v. 37, n. 3, p. 424-438, Aug. 1969. DOI: 10.2307/1912791.
- GUJARATI, D.N. **Econometria básica**. 4. ed. São Paulo: Elsevier, 2006.
- INTERNACIONAL MONETARY FUND. **International financial statistics**. 2013. Disponível em: <http://www.imf.org/external/index.htm>. Acesso em: 24 jan. 2014.
- LIU, Q.; AN, Y. Information transmission in informationally linked markets: evidence from US and Chinese commodity futures markets. **Journal of International Money and Finance**, v. 30, n. 5, p. 778-795, Sept. 2011. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2011.05.006.
- LIU, Q.-F.; ZHANG, J.-Q. **Price discovery and volatility Spillovers: evidence from Chinese spot-futures markets**. Shanghai: Institute for Financial Studies Fudan University, 2006. Disponível em: <http://ifsf.fudan.edu.cn/lab/download/papers/Price%20Discovery%20and%20Volatility_Spillovers-_Evidence_from_Chinese_Spot-futures%20Markets.pdf>. Acesso em: 17 nov. 2013.
- LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. On a measure of lack of fit in time series models. **Biometrika**, v. 65, n. 2, p. 297-303, 1978. DOI: 10.1093/biomet/65.2.297.
- MARGARIDO, M. A.; TUROLLA, F. A.; BUENO, C. R. F. The world market for soybeans: price transmission into Brazil and effects from the timing of crop and trade. **Nova Economia**, v. 17, n. 2, p. 241-268, May/Aug. 2007. DOI: 10.1590/S0103-63512007000200002.
- MARQUES, P. V.; MELLO, P. C. de; MARTINES FILHO, J. G. **Mercados futuros agropecuários: exemplo e aplicações para os mercados brasileiros**. Rio de Janeiro: Campus, 2008.
- MUNDLACK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. **The World Bank Economic Review**, v. 6, n. 1, p. 399-422, 1992. DOI: 10.1093/wber/6.3.399.
- SI, W. **China's soybean futures contract: China's integration with the U.S. Soybean Futures Market**. 2001. 90 f. Dissertation (Master of Science in Agricultural and Resource Economics) – Oregon State University, Oregon.
- WANG, H. H.; KE, B. Efficiency tests of agricultural commodity futures markets in China. **The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics**, v. 49, n. 2, p. 125-141, June 2005. DOI: 10.1111/j.1467-8489.2005.00283.x.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. 4. ed. São Paulo: Cengage: Learning, 2010.
- ZHENG, L. O caminho do desenvolvimento econômico chinês. In: BELLUCCI, B. (Comp.). **Abrindo os olhos para a China**. Rio de Janeiro: Educam, 2004. p. 75-99.